ЭМПИРИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

Функциональная грамотность как мера интеллекта: новые эмпирические свидетельства

Колачев Н.И.[1], **Новиков И.А.**[2]

[1] Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (НИУ ВШЭ), Москва, Россия

[2] Московский государственный институт культуры, Химки, Россия

Работа направлена на изучение возможности интерпретации результатов тестирования по функциональной грамотности в терминах оценки интеллекта. В исследовании приняли участие студенты первого курса одного из вузов г. Москвы (n = 150). Для оценки функциональной грамотности использовались задания из открытого банка заданий, разработанных в рамках проекта «Мониторинг функциональной грамотности учащихся», для оценки невербального интеллекта — прогрессивные матрицы Равена. Полученные результаты позволяют говорить о том, что операциональные определения «функциональная грамотность» и «интеллект» имеют высокую степень семантического сходства. Также было показано, что данные оценки функциональной грамотности лучше согласуются с бифакторной психометрической моделью, а выделенный на ее основе общий фактор (g-фактор) имеет умеренно-тесную корреляцию с измерением невербального интеллекта с помощью прогрессивных матриц Равена. Отмечается, что все результаты, взятые в совокупности, позволяют интерпретировать результаты оценки функциональной грамотности в терминах оценки общего фактора интеллекта.

Ключевые слова: функциональная грамотность, интеллект, g-фактор, общая когнитивная способность, гра-мотность

Введение

Проблема формирования функционально грамотной личности занимает умы как теоретиков, так и практиков. Необходимость создания условий для ее развития отражена в Федеральном государственном образовательном стандарте основного общего образования [Приказ Министерства просвещения РФ от 31.05.2021 № 287] и фрагментарно в Федеральном государственном образовательном стандарте среднего общего образования [Приказ Министерства образования и науки РФ от 17.05.2012 № 413]. Однако, несмотря на прикладное значение функциональной грамотности, в рамках этой темы ведутся и научные исследования. К примеру, по состоянию на 28.06.2024 при вводе словосочетания «функциональная грамотность» в Google Академии выдается 28 300 статей, а при запросе «functional literacy» Google Академия выдает 2 470 000 результатов. Эти работы в основном посвящены вопросам структуры, методов оценки и формирования функциональной грамотности у школьников — от младшего до старшего звена. Меньшее внимание уделяется функциональной грамотности взрослых. Причем типологически большинство научных работ можно отнести к области прикладных исследований. Лишь небольшая часть работ посвящена фундаментальным аспектам функциональной грамотности. К примеру, в одной из работ [Kolachev, Kovaleva, 2023] была высказана мысль, подкрепленная крупномасштабным исследованием, что функциональная грамотность есть мера интеллекта человека. Это заявление требует дальнейшей тщательной проверки и соответствующей научной аргументации. В связи с этим **целью** предлагаемой статьи является попытка предоставить иные аргументы и свидетельства в пользу высказанной точки зрения и тем самым вписать изучение функциональной грамотности в поле исследований интеллекта.

Для достижения поставленной цели предлагается решить следующие **задачи**:

1. Провести семантический анализ определений «функциональная грамотность» и «интеллект», с тем чтобы понять степень сходства между ними на теоретическом уровне.

2. Предложить дополнительные эмпирические свидетельства валидности интерпретации результатов оценки функциональной грамотности в качестве меры интеллекта через изучение факторной структуры на выборке нешкольников, а также корреляций тестовых результатов по функциональной грамотности с данными измерения интеллекта с помощью прогрессивных матриц Равена.

Обзор литературы

Функциональная грамотность

Концепция функциональной грамотности разрабатывается с середины XX века [Chigisheva, 2018]. Функциональная грамотность рассматривается как необходимое условие не только для достижения высоких академических результатов, но и для профессионального успеха и экономического благосостояния [Finnie, Meng, 2006]. Функциональная грамотность относится к набору навыков, необходимых в сложном мире [Verhoeven, 1994]. В некоторых ранних исследованиях функциональная грамотность операционализировалась через умение читать и писать [Persson, 1994]. Это определение было основано на предложении ЮНЕСКО считать человека грамотным, если он может прочитать и написать с пониманием короткое, простое высказывание о повседневной жизни [UNESCO, 1957].

Функциональная грамотность также может быть определена в терминах универсальной ментальной способности, которую можно развивать независимо от культурных или контекстуальных рамок [Street, 1984]. Кроме того, ученые часто рассматривают функциональную грамотность через призму языковых компетенций и коммуникации [Kagitcibasi et al., 2005]. Однако сейчас функциональная грамотность выходит за рамки грамматики, семантики или повседневного общения. Несомненно, признается, что чтение, навыки устной речи и общение с другими людьми и представителями других культур могут быть компонентами функциональной грамотности. Тем не менее, последнее не сводится к первому.

А.А. Леонтьев — видный ученый и педагог, основатель образовательной программы «Школа-2000» (впоследствии «Школа-2100) — одним из первых, анализируя процесс обучения чтению и письму, разделил грамотность на формальную и функциональную [Педагогика здравого смысла … , 2016]. Под первой он понимал способность складывать из отдельных «кусочков» целостный образ слова и узнавать его в тексте по разным признакам, под второй — способность человека свободно использовать навыки и умения формального чтения и письма для целей получения информации из реального текста (понимания, сжатия, т. е. выделения главного, трансформации, т. е. изменения структуры текста, и пр.). Исходно в нашей стране

понятие функциональной грамотности использовалось для определения способности использовать навыки и умения чтения и письма при решении коммуникативно-речевых задач. Вероятно, благодаря Алексею Алексеевичу специалисты в области педагогики и психологии в дальнейшем стали осмыслять и расширять понятие грамотности в целом и функциональной грамотности в частности.

На современном этапе развития науки под грамотностью принято понимать не только и не столько набор навыков обработки информации, сколько способность действовать в рамках социальной практики, сформированной контекстом [Универсальные компетентности … , 2020], что подразумевает широкое использование когнитивных способностей, но не сводит к ним всю деятельность человека. В настоящее время в отечественной науке и практике принято следующее определение: *«Функционально грамотная личность — это личность, которая способна использовать все постоянно приобретаемые в течение жизни знания, умения и навыки для решения максимально широкого диапазона жизненных задач в различных сферах человеческой деятельности, общения и социальных отношений»* [Образовательная система «Школа 2100» … , 2003]. Если проанализировать это определение, то можно выделить следующие ключевые аспекты функциональной грамотности:

— использование постоянно приобретаемых знаний, умений и навыков;

— решение разнообразных задач и проблем;

— применимость в различных контекстах жизни человека.

В связи с тем, что одной из характеристик функциональной грамотности является решение разнообразных задач и проблем, в ее состав входят такие компоненты (области, направления), как читательская, математическая, естественно-научная, финансовая грамотности, глобальная компетентность, а также креативное мышление. Во всех направлениях функциональной грамотности задания строятся по общей концептуальной модели, включающей такие характеристики, как контекстность, проблемность и перенос навыков. Кроме того, оценивается схожий набор компетенций. К примеру, во всех областях оценки для выполнения заданий требуется проанализировать или оценить информацию, а также применить полученную информацию или знания, умения и навыки для решения поставленной проблемы.

Почему, оценивая функциональную грамотность, мы можем говорить об оценке интеллекта? На это есть как теоретические, так и эмпирические аргументы.

Теоретические аргументы

Широко признано, что функциональная грамотность проявляет себя именно в переносе знания и способа действия на новую, незнакомую ситуацию решения проблемы [Басюк, Ковалева, 2019]. Более того, если обратить внимание на приведенное выше определение функциональной грамотности по А.А. Леонтьеву, можно обнаружить заложенную в него идею переноса, а именно: перенос умений формальной грамотности на реальный контекст. Вместе с тем, А.Н. Леонтьев по итогам экспериментов с детьми в возрасте от 3 до 6 лет пришел к выводу, что принцип «переноса» является наиболее адекватным методом исследования интеллекта [Леонтьев, 2003]. То есть изучение интеллекта должно строиться на материале поиска способа решения, преобразования известного, усвоенного способа под изменившиеся условия. Таким образом, пишет А.Н. Леонтьев, перенос является именно функцией интеллекта, а не каких-либо других психических процессов.

Идея переноса знаний и способов действия как характеристического свойства интеллекта человека также отражена в трехчастной модели Р. Стернберга [Sternberg et al., 1996]. В ней он выделяет три компонента интеллекта человека: аналитический, креативный и практический. Аналитический компонент связан с абстрактным мышлением и отвечает за решение знакомых задач. Креативный компонент ответственен за решение новых, незнакомых задач. Этот компонент интеллекта фокусируется на способности быть гибким и нестандартным. Практический компонент предполагает решение проблем в конкретных ситуациях реальной жизни. Практический интеллект подразумевает применение человеком своих способностей к тем проблемам, с которыми он может столкнуться в повседневности. Стернберг подчеркивает, что успешный интеллект требует баланса между этими тремя компонентами. Например, человек может обладать высоким аналитическим интеллектом, но без практического и творческого интеллекта не сможет эффективно применять свои знания и методы решения в реальной жизни.

Более того, Р. Кеттелл [Cattell, 1963] развил идею о том, что интеллект состоит из двух основных компонентов: текучего (fluid, Gf) и кристаллизованного (crystallized, Gc) интеллекта. Текучий

(гибкий) интеллект отражает способность решать новые проблемы, логически мыслить и выявлять закономерности без опоры на предыдущий опыт. Кристаллизованный интеллект, напротив, основан на накопленных знаниях и опыте и тесно связан с решением знакомых задач. Функциональная грамотность, требующая применения знаний и навыков в новых контекстах, тесно связана с гибким интеллектом. Впоследствии эта идея была включена в более обширную концепцию интеллекта — теорию Кеттелла-Хорна-Кэрролла (Cattell-Horn-Carroll theory, CHC). Последняя является одной из наиболее признанных и широко используемых теоретических моделей когнитивных способностей. Она представляет собой интеграцию работ Р. Кеттелла, Дж. Хорна и Дж. Кэрролла [Schneider, McGrew, 2012]. Теория CHC предполагает три уровня способностей: первый уровень включает узкие способности (такие как общая осведомленность, декодирование и пр.); второй уровень предполагает группировку узких способностей в 10 более широких факторов, среди которых выделяют количественные способности, гибкий, кристаллизованный интеллект и др.; на третьем уровне находится *g*-фактор — общая когнитивная способность.

Вдобавок отметим, что уже есть эмпирические свидетельства того, что успешный перенос, в том числе спонтанный, который осуществляется без явных указаний или подсказок, чаще наблюдается у обучающихся с более высокими академическими достижениями. Так, в работе Ю.А. Тюменевой и коллег [Тюменева и др., 2014] на данных двух международных исследований, TIMSS-2011 и PISA-2012, было показано, что 15-летние обучающиеся, демонстрирующие высокие результаты по тестам TIMSS-2011, которые отражают академические, предметные достижения, существенно легче осуществляли перенос знаний и способов действия при выполнении тестов PISA-2012. В свою очередь известно, что академические достижения теснейшим образом связаны с интеллектом [Deary et al., 2007].

В качестве другого аргумента приведем мысль А.Н. Леонтьева о том, что интеллектуальная деятельность не является оторванной от опыта и обучения. Следовательно, мы делаем вывод, что инструменты, изначально разрабатывавшиеся для педагогических целей с учетом дидактических требований, могут быть пригодны для изучения такой важной психологической категории, как интеллект. При этом нужно иметь в виду, что педагогические тесты, предназначенные для оценки степени освоения образовательной программы, не подходят для изучения интеллекта. Согласно А.Н. Леонтьеву, в данном случае речь идет о навыке, подразумевающем способность действовать в знакомой ситуации, где знания и умения изначально формировались и применялись.

Кроме того, инструменты оценки функциональной грамотности в качестве предмета оценки могут включать предметные и метапредметные образовательные результаты [Рослова и др., 2019]. Это означает, что для выполнения заданий таких тестов необходимо использование научных понятий (в широком смысле — как специальных знаний, так и способов действия). При этом известно, что освоение научных понятий сопряжено с интеллектуальным развитием, усложнением мышления [Леонтьев, 2003]. Это обстоятельство дает основание полагать, что, оценивая функциональную грамотность, мы оцениваем интеллект. При этом необходимо иметь в виду, что, согласно принципу критериально-уровневого оценивания, заложенного в оценку функциональной грамотности, использование житейских понятий может быть частью критериев оценивания, однако это будет свидетельствовать, скорее, о более низком проявлении функциональной грамотности нежели в ситуации использования научных понятий [Рутковская, 2023].

Наконец, Л. Готтфредсон подчеркивает, что тесты для оценки грамотности во многом схожи с тестами интеллекта, а функциональная грамотность представляет собой «общую способность учиться, рассуждать и решать проблемы» [Gottfredson, 1997, p. 177].

Эмпирические аргументы

Эмпирические исследования показывают, что во многих циклах исследования PISA и в разных странах результаты по чтению, математике и естественным наукам тесно взаимосвязаны [Sjøberg, Jenkins, 2022]. Корреляции редко опускаются ниже 0,70 [OECD, 2020]. Также есть свидетельства, полученные на данных учащихся 15-летнего возраста Польши, о том, что результаты оценивания функциональной грамотности тесно связаны с результатами измерения уровня интеллекта с помощью прогрессивных матриц Равена [Pokropek et al, 2022]. Исследователи обнаружили, что корреляции варьировались от 0,69 (естественно-научная грамотность и интеллект) до 0,89 (математическая грамотность и интеллект) в год проведения исследования PISA-2009 и между 0,69 (читательская грамотность с интеллектом) и 0,90 (математическая грамотность с интеллектом) годом позже

(2010). Также они показали, что данные лучше согласуются с бифакторной моделью, в которой общий фактор объясняет от 73% до 80% дисперсии результатов тестирования. Бифакторная модель представляет собой статистический метод, позволяющий выделить общую характеристику человека, влияющую на все задания или утверждения теста, одновременно с моделированием нескольких специфических факторов, влияющих только на некоторые из этих заданий/утверждений. В отличие от традиционных моделей, в которых каждое задание или утверждение связано только с одним фактором, бифакторная модель помогает учитывать как общие, так и специфические влияния, улучшая точность оценки и моделируя более сложную структуру результатов тестирования. К примеру, в классических тестах интеллекта в качестве общего фактора выделяют общую когнитивную способность, а в качестве специфических — отдельные узкие способности наподобие вербальных, числовых, пространственных и пр.

Кроме того, крупномасштабное исследование Н.И. Колачева и Г.С. Ковалевой [Kolachev, Kovaleva, 2023] показало, что данные тестов по функциональной грамотности в 5-8 классах лучше всего описываются бифакторными моделями, в которых от 60% до 70% дисперсии приходится на общий фактор, в то время как на специфические факторы, именуемые читательской, математической, естественно-научной, финансовой грамотностями, а также глобальными компетенциями и креативным мышлением, приходится не более 10% дисперсии результатов обучающихся. В качестве доказательств приводятся и другие признаки, такие как эффект возрастной де-дифференциации и дифференциации по способностям в результатах тестирования функциональной грамотности, описанный в работах исследователей интеллекта [Breit et al., 2023; Spearman, 1927].

Все эти попытки связать понятие из области образования с понятием из области психологии объясняются тем, что концепции функциональной грамотности недостает теоретического обоснования, фундамента. В рамках рассмотрения места функциональной грамотности в исследованиях интеллекта мы обратимся к концепции Ч. Спирмена, поскольку именно она наиболее релевантна бифакторной природе результатов оценки интеллекта. Для ознакомления с другими теориями и моделями интеллекта можно обратиться к работам М.А. Холодной [Холодная, 2019] или В.Н. Дружинина [Дружинин, 1994].

Концепция интеллекта Ч. Спирмена

Концепцию интеллекта Ч. Спирмена можно назвать индуктивной, или апостериорной по выражению В.Н. Дружинина [Дружинин, 1994]. Это означает, что она сформировалась путем осмысления и анализа многочисленных эмпирических данных. Названа она была концепцией *g*-фактора — фактора общего интеллекта [Spearman, 1927]. Согласно Спирмену, общий фактор интеллекта является единой когнитивной способностью, которая лежит в основе решения различных интеллектуальных задач и коррелирует с выполнением широкого спектра когнитивных тестов, таких как вербальные, математические и пространственные. Эта концепция подразумевает, что люди с высоким уровнем общего интеллекта будут лучше справляться с различными когнитивными тестами по сравнению с людьми с низким уровнем *g*-фактора. Спирмен использовал метод факторного анализа, чтобы выявить этот общий фактор, который, по его мнению, объясняет большую часть общей дисперсии в когнитивных способностях людей. Спирменом *g*-фактор интерпретировался как индикатор умственной энергии, которая влияет на способности к логическому мышлению, решению проблем, обучению и адаптации к новым ситуациям. Причем, помимо общего фактора, Спирмен выделял специфические способности (*s*-факторы), которые являются частью общей когнитивной способности. Компоненты функциональной грамотности, такие как математическая или читательская грамотность, можно рассматривать как проявление специфических факторов. Например, математическая грамотность требует навыков логического и абстрактного мышления, тогда как читательская грамотность зависит от способности понимать и анализировать текст.

На основе идеи общего фактора интеллекта были разработаны прогрессивные матрицы Равена [Reise et al., 2013]. Идея создания прогрессивных матриц возникла из стремления Дж. Равена разработать тест, который был бы свободен от культурных и языковых особенностей, свойственных многим другим тестам того времени. Работая в сотрудничестве со своим учителем и наставником Ч. Спирменом, Равен стремился создать инструмент, который мог бы эффективно измерять общий интеллект через абстрактные, невербальные задания. При этом несмотря на невербальный характер заданий теста, его результаты коррелируют с другими измерениями вербальных способностей [Cockcroft, Israel, 2011]. При этом необходимо отметить, что матрицы Равена в полной мере

не позволяют оценить общий фактор интеллекта. По итогам анализа Ж. Жиньяка [Gignac, 2015] оказалось, что результаты тестирования с помощью прогрессивных матриц Равена совпадают с *g*-фактором лишь на 49%.

Критики концепции общего фактора интеллекта указывают на многомерность интеллекта и подчеркивают, что интеллект не может быть адекватно охарактеризован единой когнитивной способностью. Они предлагают альтернативные модели, в которых выделяются различные, иногда независимые друг от друга когнитивные способности.

Несмотря на критику, идея Ч. Спирмена об общем факторе интеллекта остается одной из наиболее влиятельных и исследуемых концепций в сфере психологии интеллекта, оказывающей значительное влияние на разработку тестов и наше понимание когнитивных процессов. Необходимо отметить, что результаты тестов, созданных по трехчастной модели Р. Стернберга, также лучше описываются бифакторными психометрическими моделями [Sternberg et al., 2001]. Такой результат указывает на то, что различные аспекты интеллекта, будь то аналитический, творческий или практический, все же имеют общую когнитивную основу. В свою очередь это свидетельствует о том, что даже альтернативные модели интеллекта, такие как трехчастная теория Р. Стернберга, в итоге проявляют структуру, аналогичную концепции общего фактора интеллекта Ч. Спирмена.

На основании вышеизложенного были сформулированы следующие **гипотезы**:

1. Операциональные определения функциональной грамотности и интеллекта обладают высокой степенью семантической близости (не менее 0,70 по коэффициенту корреляции).

2. Данные тестирования студентов по функциональной грамотности лучше согласуются с бифакторной психометрической моделью.

3. Общий фактор интеллекта объясняет не менее 70% дисперсии результатов студентов в области функциональной грамотности.

4. На специфические факторы в среднем приходится не более 10% объясненной дисперсии.

5. Корреляция результатов теста Равена с общим фактором интеллекта, полученным на данных тестов по функциональной грамотности, окажется около 0,70.

Процедура и методика исследования

Выборка

Поскольку в нашем исследовании основное внимание уделяется бифакторной модели, требующей значительного объема данных, объем выборки определялся на основе рекомендаций, данных в работе М. Бадера и коллег [Bader et al., 2022] по планированию исследования с применением такой модели. Согласно исследователям, при высоких факторных нагрузках на общий фактор (λ_G = 0,70) и высоком значении доли объясненной дисперсии (ECV_G = 0,75) n = 150 может быть достаточно для сходимости бифакторной модели и точной оценки ее параметров. В работе Н.И. Колачева и Г.С. Ковалевой [Kolachev, Kovaleva, 2023] было показано, что уже в 8 классе доля общего фактора интеллекта составляет 0,70, в то же время А. Покропек и др. [Pokropek et al., 2022] утверждают, что у подростков 15-летнего возраста доля общего фактора равняется 0,80. Учитывая эту тенденцию, мы предполагаем, что доля общего фактора у старших возрастных групп не будет ниже 0,75. Поэтому объем нашей выборки составил 150 студентов.

Участие в исследовании было добровольным. В случае согласия студенты получали дополнительные 10 баллов к оценке по дисциплине, которую вел второй автор этой работы. Со студентов было получено письменное заявление о желании участвовать в исследовании. Санкции за отказ от участия не применялись. Процент отказа от участия составил 20%.

В выборку вошли студенты первых курсов одного из вузов г. Москвы. Среди респондентов 16% обучаются на направлении «дизайн», 26% — на направлении «лечебное дело», 34% — на направлении «стоматология» и 24% — на направлении «лингвистика». Число девушек составляет 76%. Средний возраст респондентов равен 18,71 года, стандартное отклонение — 2,14 года. Средний возраст девушек составляет 18,64 года (SD = 2,30), средний возраст юношей равен 18,97 года (SD = 1,42).

Выборочное среднее значение по шкале IQ на основе матриц Равена составляет 105,84 (SD = 11,93). Средний результат девушек равняется 106,81 (SD = 11,92), юношей — 102,79 (SD = 11,65).

Процедура сбора данных

Процедура тестирования проводилась в виде неполного тестового дизайна — ситуации, когда обучающиеся выполняют не все задания, а лишь их часть. Для упрощения организации предъявления неполного тестового дизайна были сформированы 5 тестовых вариантов, представленных в таблице 1. В каждом варианте предъявлялись классические (черно-белые) прогрессивные матрицы Равена и четыре блока заданий из банка заданий по функциональной грамотности[1]. Блоки заданий по функциональной грамотности отбирались случайным образом для каждого варианта. Матрицы Равена и блоки заданий по функциональной грамотности ротируются по положению в варианте, чтобы избежать позиционного эффекта, который может исказить результаты тестирования; на их выполнение отводилось по 20 минут.

В скобках в таблице 1 указаны названия выбранных заданий. Из банка заданий по функциональной грамотности отбирались задания, изначально предназначенные либо для 8, либо для 9 класса. Задания отбирались так, чтобы в рамках отдельного направления они были примерно равны по трудности и максимальному баллу. Отбирались наиболее трудные задания на основе данных калибровки и шкалирования, которыми располагают авторы статьи, поскольку в нашем случае речь идет о тестировании студентов первого курса.

Тестирование проводилось в осеннем семестре 2023–2024 учебного года и занимало два академических часа. Задания с развернутым ответом проверялись авторами статьи по апробированным критериям оценивания.

[1] Ссылка на открытый банк заданий по функциональной грамотности: http://www.centeroko.ru/mffg/mffg_bank.html

Таблица 1

Дизайн тестовых вариантов для оценки функциональной грамотности

№ варианта	Блок 1 (20 минут)	Блок 2 (20 минут)	Блок 3 (20 минут)	Блок 4 (20 минут)	Блок 5 (20 минут)
1	Матрицы Равена	Читательская грамотность (Лингвистическая карта)	Креативное мышление (Вечное движение)	Математическая грамотность (Абонемент ски-пасс + Куриные яйца)	Финансовая грамотность (Климатический магазин + Ежегодные налоги)
2	Математическая грамотность (Зонты в коробке + Рекламная статистика)	Матрицы Равена	Естественно-научная грамотность (Сокровище Луны — гелий-3)	Креативное мышление (Говорящие имена)	Читательская грамотность (За тенью (первые 7 заданий))
3	Финансовая грамотность (Климатический магазин + Ежегодные налоги)	Глобальные компетенции (Эпидемия коронавируса)	Матрицы Равена	Читательская грамотность (Лингвистическая карта)	Математическая грамотность (Зонты в коробке + Рекламная статистика)
4	Читательская грамотность (За тенью (первые 7 заданий))	Финансовая грамотность (Инвестиции + Новая работа)	Математическая грамотность (Зонты в коробке + Рекламная статистика)	Матрицы Равена	Естественно-научная грамотность (Сокровище Луны — гелий-3)
5	Глобальные компетенции (Виртуальные соседи)	Математическая грамотность (Абонемент ски-пасс + Куриные яйца)	Читательская грамотность (Лингвистическая карта)	Естественно-научная грамотность (Дефекты зрения)	Матрицы Равена

План анализа данных

Семантический анализ

Семантический анализ проводился путем перевода определения понятий «функциональная грамотность» и «интеллект» в векторный вид с помощью методов обработки естественного языка, а именно — методом эмбеддинга с помощью предобученной нейронной сети из пакета «fasttext». Метод эмбеддинга — это способ представления данных в многомерном пространстве, где каждый объект (например, слово, изображение или пользователь) кодируется как вектор. Этот метод часто используется в обработке естественного языка и машинном обучении для создания численных представлений, которые сохраняют значимую информацию о сходстве и различиях между объектами. Например, в текстовых данных слова, которые часто встречаются в похожих контекстах, получают похожие векторы, что помогает алгоритмам лучше понимать смысл текста и выявлять скрытые связи между словами или более крупными семантическими единицами. Использование указанного пакета обусловлено двумя обстоятельствами. Во-первых, многие языки характеризуются богатой морфологией, где слова могут принимать различные формы в зависимости от контекста. Традиционные модели, такие как «Word2Vec», создают эмбеддинги для целых слов, игнорируя внутреннюю структуру и морфологию. Это приводит к ограниченной способности модели обрабатывать новые или редко встречающиеся слова, «fasttext» решает эту проблему, разбивая слова на n-граммы, что позволяет модели учитывать субсловную информацию. Это делает эмбеддинги более устойчивыми к морфологическим изменениям и орфографическим ошибкам, обеспечивая более точное представление слов. Во-вторых, исследования показывают, что «fasttext» обеспечивает улучшенную производительность в задачах классификации текста и семантического анализа [Bojanowski et al., 2017]. По итогам применения пакета «fasttext» текстовая информация переводится в 300-мерный вектор. Далее, используя числовую информацию из векторов, выполнили корреляционный анализ по методу К. Пирсона, чтобы оценить степень семантической близости определений как на русском, так и на английском языке. На современном этапе развития науки считается, что корреляция равная не менее 0,70 свидетельствует о тесной связи [Schober et al., 2018].

В качестве определения интеллекта было взято представление из наиболее цитируемой публикации по этой тематике, а именно — статьи У. Найсера и коллег. В этой работе интеллект определяется так: *«the ability to understand complex ideas, to adapt effectively to the environment, to learn from experience, to engage in various forms of reasoning, to overcome obstacles by taking thought»* [Neisser et al., 1996, p. 77]. Данное определение интеллекта является консолидированным концептуальным представлением ученых об интеллекте. Это концептуальное определение было ими сформулировано на основе экспертного анализа основных имеющихся на момент публикации статьи теорий и моделей интеллекта. Поэтому так или иначе оно отражает семантические связи с другими дефинициями интеллекта и, по нашему мнению, может быть использовано для выдвижения общего аргумента о содержательной, операциональной близости определений интеллекта и функциональной грамотности.

В силу того что определения функциональной грамотности и интеллекта даны на разных языках, были привлечены два независимых эксперта из области психологии, на высоком уровне (не ниже C1) владеющие английским языком и активно публикующие работы на английском языке. Первый эксперт переводил определение интеллекта на русский язык, с тем чтобы изучить степень сходства определений двух понятий, используя корпус русского языка; второй эксперт переводил определение функциональной грамотности на английский язык, с тем чтобы провести семантический анализ с помощью корпуса английского языка, тем самым реплицируя результат на другом языке.

Психометрический анализ

Для проверки гипотезы о возможности интерпретации результатов тестирования на функциональную грамотность в терминах оценки интеллекта мы построили три психометрические модели — модель 1 (одномерную), модель 2 (многомерную) и модель 3 (бифакторную). В модели 1 предполагается, что все компоненты функциональной грамотности нагружаются на один общий латентный фактор, *g*-фактор. Эта модель предполагает, что специфические способности не вносят вклад в объяснение вариативности баллов учащихся. Модель 2 предполагает, что есть шесть коррелирующих между собой латентных признаков (шесть компонентов функциональной грамотности). В этой модели подразумевается, что общая способность не является необходимым условием для описания результатов, а факторы не являются независимыми. В третьей, бифакторной, модели факторы, не относящиеся к *g*, не коррелируют с *g* и друг с другом и объясняют только специфическую

факторную дисперсию; они являются «чистыми» представлениями гипотетических специфических способностей за вычетом общего фактора. Каждый из этих факторов объясняет некоторую дисперсию ответов на задания, не учитываемую общим фактором когнитивных способностей.

Оценка параметров описанных моделей проводилась методом максимального правдоподобия, поскольку только этот метод среди всех возможных применим в ситуации неполного тестового дизайна, описанного выше. Метод максимального правдоподобия — это статистический метод оценки параметров модели, который находит такие значения параметров, при которых вероятность получения наблюдаемых данных становится максимальной. Иными словами, метод выбирает те параметры, которые делают наблюдаемые данные наиболее «правдоподобными» при условии выбранной модели. На практике это означает, что сначала формулируется функция правдоподобия — математическое выражение, описывающее вероятность наблюдаемых данных в зависимости от параметров модели. Затем метод максимального правдоподобия находит такие значения этих параметров, которые максимизируют эту функцию. Для сравнения моделей использовали глобальные индексы согласия, такие как AIC и BIC, где более низкие значения указывают на лучшее соответствие модели данным. Информационный критерий Акаике (AIC) — это статистический показатель, используемый для сравнения и выбора моделей. Он помогает определить, какая из моделей лучше описывает данные. Рассчитывается по следующей формуле: , где — количество параметров модели, — значение функции правдоподобия. Информационный критерий Байеса (BIC), также известный как критерий Шварца, — это статистический критерий для оценки и сравнения моделей, похожий на информационный критерий Акаике (AIC), но с более строгим штрафом за количество параметров. Рассчитывается по следующей формуле: , где — количество параметров модели, — объем выборки, — значение функции правдоподобия. А. Покропек и коллеги [Pokropek et al., 2022] рекомендуют полагаться на AIC, так как он больше подходит для неполного тестового дизайна теста (особенно, если респонденты выполняют разные наборы заданий) и не подвержен смещениям.

Для описания результатов использована общая объясненная дисперсия (explained common variance, ECV). Она демонстрирует долю общего фактора в сумме общей дисперсии (общий фактор + специфические факторы). Кроме того, мы рассчитали объясненную дисперсию для специфических факторов (ECV_{SS}). Она определяет долю специфического фактора в общей дисперсии при контроле общего фактора (*g*-фактора). Также мы использовали коэффициенты надежности Омега (Omega и OmegaS), являющиеся альтернативой классическому показателю α Кронбаха. Наконец, мы использовали показатель иерархической Омеги (OmegaH и OmegaHS) — долю дисперсии сырых баллов, которую можно отнести на счет индивидуальных различий в общем (OmegaH) или специфических факторах (OmegaHS) [Dueber, 2017; Reise et al., 2013].

Оценка связи *g*-фактора и данных матриц Равена проводилась с помощью латентных корреляций, рассчитанных на основе структурной модели, в которой соединены две измерительные модели — бифакторная модель для функциональной грамотности (модель 3, описанная выше) и модель для матриц Равена. Латентные корреляции — это корреляции, полученные на основе психометрической модели, а не рассчитанные базовыми функциями, заложенными в любое статистическое программное обеспечение, на основе суммы баллов по отдельным шкалам. Такие корреляции учитывают ошибку измерения и, как правило, имеют более высокие значения в сравнении с традиционными. Также были изучены корреляции матриц Равена и отдельных направлений функциональной грамотности. Сделано это было путем соединения измерительной модели для матриц Равена и многомерной модели (модели 2, описанной выше).

Семантический анализ проводился в программе Orange [Demšar et al., 2013], психометрический анализ — в R [R Core Team, 2017] с применением пакета «lavaan» [Rosseel, 2012].

Результаты

Семантический анализ

В таблице 2 представлены определения двух понятий — функциональной грамотности и интеллекта — и меры семантической близости в виде коэффициентов корреляции. Корреляции между русскими и английскими версиями определений достаточно тесные и значимые: r = 0,79 95% ДИ [0,75; 1,00] и r = 0,78 95% ДИ [0,73; 1,00], соответственно.

Психометрический анализ

В таблице 3 представлены описательные статистики выполнения заданий по функциональной

Таблица 2

Результаты семантического анализа

Вариант	Функциональная грамотность	Интеллект	Корреляция [95% ДИ]
Русский	Способность использовать все постоянно приобретаемые в течение жизни знания, умения и навыки для решения максимально широкого диапазона жизненных задач в различных сферах человеческой деятельности, общения и социальных отношений	Способность понимать сложные идеи, эффективно адаптироваться к окружающей среде, учиться на опыте, использовать различные способы рассуждения и преодолевать препятствия с помощью мышления	0,79 [0,75; 1,00]
Английский	The ability to utilize all the knowledge and skills continuously acquired throughout life to solve the widest possible range of life tasks in various spheres of human activity, communication, and social relations	The ability to understand complex ideas, to adapt effectively to the environment, to learn from experience, to engage in various forms of reasoning, to overcome obstacles by taking thought	0,78 [0,73; 1,00]

Таблица 3

Описательные статистики выполнения заданий по функциональной грамотности

Направление	M(SD)	Me	Min	Max
Читательская грамотность	3,81(2,75)	4	0	14
Математическая грамотность	4,18(2,85)	4	0	19
Естественно-научная грамотность	2,97(1,83)	3	0	8
Глобальные компетенции	2,81(1,61)	3	0	7
Креативное мышление	1,16(1,22)	1	0	4
Финансовая грамотность	11,6(3,23)	12	4	17

Таблица 4

Индексы глобального согласия психометрических моделей

Модель	AIC	BIC
1	5928,63	6490,37
2	4134,74	4737,78
3	3912,04	4661,01

грамотности на основе суммы первичных баллов. Можно заметить, что по большинству направлений результаты невысоки, только по финансовой грамотности распределение баллов имеет левостороннюю асимметрию, то есть смещено в сторону более высоких значений.

В таблице 4 представлены индексы глобального согласия психометрических моделей с данными. Можно заметить, что по обоим индексам модель 3 (бифакторная) лучше подходит данным, чем модель 1 (одномерная) и модель 2 (многомерная).

Таблица 5

Индексы глобального согласия психометрических моделей

Фактор	ECV/ECV$_{ss}$	Omega/OmegaS	OmegaH/OmegaHS
g	0,67	0,98	0,93
Читательская грамотность	0,06	0,94	0,09
Математическая грамотность	0,06	0,85	0,34
Естественно-научная грамотность	0,05	0,92	0,24
Глобальные компетенции	0,02	0,90	0,04
Креативное мышление	0,05	0,83	0,28
Финансовая грамотность	0,09	0,97	0,40

Таблица 6

Корреляции результатов по матрицам Равена и тесту функциональной грамотности

Фактор	Матрицы Равена [95% ДИ]
g	0,65 [0,46; 0,81]
Читательская грамотность	0,32 [0,07; 1,00]
Математическая грамотность	0,58 [0,31; 1,00]
Естественно-научная грамотность	0,02 [–0,25; 1,00]
Глобальные компетенции	0,59 [0,31; 1,00]
Креативное мышление	–0,13 [–0,40; 1,00]
Финансовая грамотность	–0,04 [–0,32; 1,00]

В таблице 5 отражены основные метрики бифакторной модели. На основе ECV можно заметить, что на долю общего фактора приходится 67% дисперсии в результатах студентов, на специфические факторы остается от 2% (глобальные компетенции) до 9% (финансовая грамотность). На основе значений Omega и OmegaS можно утверждать, что все измерения надежны. При этом, согласно OmegaH и OmegaHS, наибольшие индивидуальные различия проявляются именно по общему фактору, в меньшей степени результаты студентов отличаются по разным видам грамотности. Причем совместно высокие значения по ECV > 0,60 и OmegaH > 0,70 для общего фактора свидетельствуют о том, что результаты тестирования можно интерпретировать в терминах одномерной модели [Reise et al., 2013].

В таблице 6 представлены корреляции результатов по матрицам Равена и тесту функциональной грамотности, в квадратных скобках указан 95-процентный доверительный интервал. Корреляция между общим фактором интеллекта, полученным на данных теста по функциональной грамотности, и результатами оценки интеллекта с помощью матриц Равена составляет 0,65 95% ДИ [0,46; 0,81]. Таким образом, доля общей дисперсии у измерений составляет порядка 42%. Причем полученный коэффициент с вероятностью 0,95 не отличается от значения 0.70. Умеренно результаты по матрицам Равена связаны с математической грамотностью и глобальными компетенциями: $r = 0{,}58$, $p < 0{,}01$ и $r = 0{,}59$, $p < 0{,}01$, соответственно. Достаточно слабо связаны результаты по матрицам

Равена и читательской грамотности: $r = 0{,}32$, $p < 0{,}05$. Незначима связь невербального интеллекта с естественно-научной, финансовой грамотностью и креативным мышлением.

Обсуждение результатов

Предлагаемое исследование посвящено изучению возможности интерпретации результатов тестирования по функциональной грамотности в терминах оценки интеллекта. Было показано, что операциональные определения конструктов «функциональная грамотность» и «интеллект» семантически схожи — коэффициент семантической близости составляет 0,79 и 0,78 для русскоязычной и англоязычной версий, соответственно. Причем эти коэффициенты с вероятностью 0,95 выше значения 0,70. Таким образом, гипотеза №1 подтвердилась. Насколько нам известно, это первое подтверждение объективного сходства между понятиями в научной литературе.

На основе статистик глобального согласия — AIC и BIC — было показано, что данные тестирования по функциональной грамотности студентов-первокурсников лучше согласуются с бифакторной психометрической моделью, чем с одномерной или многомерной. Тем самым гипотеза №2 также была подтверждена. Эти результаты согласуются, во-первых, с данными А. Покропека и коллег [Pokropek et al., 2022], которые показали, что данные 15-летних учащихся в исследовании PISA лучше согласуются с бифакторной моделью; во-вторых, наши результаты совпадают с данными Н.И. Колачева и Г.С. Ковалевой [Kolachev, Kovaleva, 2023], которые обнаружили, что итоги тестирований по функциональной грамотности у учащихся 5-8 классов также лучше согласуются с бифакторной моделью, чем с одномерной или многомерной.

Было обнаружено, что выделенный общий фактор (*g*-фактор) объясняет 67% дисперсии в результатах студентов. Это немного меньше, чем ожидалось в рамках проверки гипотезы №3. Такой результат несколько меньше, чем в исследовании А. Покропека и коллег [Pokropek et al., 2022], которые получили результат в виде 80% объясненной дисперсии на данных 15-летних учащихся Польши, а с учетом данных матриц Равена доля общего фактора составила 0,73, то есть 73%. Однако полученный нами процент объясненной дисперсии близок к тем, что отражены в работе Н.И. Колачева и Г.С. Ковалевой [Kolachev, Kovaleva, 2023] на выборках обучающихся 5-8 классов, в их исследовании ECV варьировался от 60% до 70%. Причем на основе иерархической Омеги было показано, что наибольшие индивидуальные различия проявляются именно по общему фактору в сравнении со специфическими.

Мы также обнаружили, что на специфические факторы приходится от 2% (глобальные компетенции) до 9% (финансовая грамотность) объясненной дисперсии (ECV_{SS}), что подтверждает гипотезу №4. Опять же наши результаты согласуются с данными А. Покропека и коллег [Pokropek et al., 2022], которые получили от 3% до 10% объясненной специфическими факторами дисперсии. Сходные результаты получили Н.И. Колачев и Г.С. Ковалева [Kolachev, Kovaleva, 2023]: процент объясненной специфическими факторами дисперсии в 5 классе варьировался от 4% до 8%, в 6 классе — от 2% до 13%, в 7 классе — от 2% до 10% и в 8 классе — от 3% до 8%.

Наконец, изучив связь общего фактора с результатами применения матриц Равена, мы обнаружили корреляцию, равную 0,65, что немного меньше ожидаемой в рамках гипотезы №5, однако стоит отметить, что полученный коэффициент корреляции статистически значимо не отличается от значения 0,70, поскольку 95-процентный доверительный интервал для коэффициента корреляции включает это число. В некотором смысле такой результат согласуется с данными Ж. Жиньяка [Gignac, 2015], с одной стороны, подтвердив его выводы о том, что матрицы Равена не являются мерой общего интеллекта, с другой стороны, показав, что выделенный на данных тестов, оценивающих функциональную грамотность, *g*-фактор лишь наполовину (точнее, на 42%) является мерой невербального интеллекта. Среди специфических факторов наиболее заметна связь результатов тестирования матрицами Равена с математической грамотностью и глобальными компетенциями: $r = 0{,}58$, $p < 0{,}01$ и $r = 0{,}59$, $p < 0{,}01$, соответственно. А. Покропек и коллеги [Pokropek et al., 2022] получили сходные результаты: корреляция матриц Равена с математической грамотностью оказалась наиболее тесной в сравнении с читательской или естественно-научной грамотностью и составила 0,80 при $p < 0{,}01$. Интересна сравнимая с математической грамотностью связь глобальных компетенций с результатами измерения с помощью матрица Равена. С одной стороны, это может объясняться близкими с математической грамотностью оцениваемыми группами умений в глобальных компетенциях: формулировать, объяснить/интерпретировать, рассуждать. С другой стороны, это может объясняться типом информации, с кото-

рой работали студенты при выполнении заданий по глобальным компетенциям. В блоке под названием «Эпидемия коронавируса» превалирует числовая информация и графики, что содержательно близко к математической грамотности и, возможно, активизировало невербальный компонент интеллекта. Достаточно слабо связаны результаты по матрицам Равена и читательской грамотности: $r = 0{,}32$, $p < 0{,}05$. Это объяснимо, поскольку читательская грамотность предполагает активное использование вербального интеллекта, фонологических способностей, а матрицы Равена в большей мере ориентированы на оценку невербальных способностей. С остальными компонентами функциональной грамотности результаты теста интеллекта не связаны.

Заключение

Таким образом, мы можем заключить, что оценка функциональной грамотности есть оценка общей интеллектуальной способности. Однако при интерпретации результатов данного исследования следует учитывать несколько ограничений, которые могут повлиять на обобщаемость и надежность выводов. Во-первых, исследование было проведено на выборке студентов-первокурсников. Результаты могут не полностью отражать уровень функциональной грамотности и интеллекта у студентов других курсов или возрастных групп. Кроме того, особенности выборки, такие как образовательный профиль или социально-экономический статус участников, могут влиять на результаты. Во-вторых, хотя мы опирались на серьезные исследования при определении объема выборки, есть вероятность, что размер выборки недостаточен для точных оценок всех описанных коэффициентов. В дальнейшем рекомендуется провести исследование на более разнообразных по характеристикам и объему выборках. В-третьих, для тестирования студентов были отобраны задания, изначально разработанные для 8 и 9 классов. Следовательно, результаты могут не полностью отражать истинный уровень способности студентов. Как показывают описательные статистики, в целом задания по функциональной грамотности оказались довольно трудными для студентов-первокурсников, что характерно для результатов оценки функциональной грамотности школьников.

Необходимо продолжать исследования по проверке применимости тестов для оценки функциональной грамотности в различных ситуациях исследования интеллекта. Например, существующие данные получены только на нормотипичных обучающихся (как школьниках, так и студентах). Важно исследовать функционирование диагностических инструментов на клинических выборках. Кроме того, другим возможным направлением исследования может стать изучение способов сокращения времени тестирования без потери качества измерения, поскольку пока, согласно общепринятой методологии, выполнение заданий по функциональной грамотности занимает не менее 80 минут.

Благодарности

Авторы выражают благодарность Ирине Журавлевой за вычитку текста.

Литература

Басюк В.С., Ковалева Г.С. Инновационный проект Министерства просвещения «Мониторинг формирования функциональной грамотности»: основные направления и первые результаты. Отечественная и зарубежная педагогика, 2019, No. 1(4), 13–33.

Дружинин, В.Н. Психология и психодиагностика общих способностей. — М.: «Наука», 1994.

Леонтьев А.Н. Становление психологии деятельности. — М.: Смысл, 2003. — 439 с.

Образовательная система «Школа 2100». Педагогика здравого смысла. Сборник материалов / Под научной редакцией А.А. Леонтьева. — М.: «Баласс», 2003. — 368 с.

Педагогика здравого смысла: избранные работы по философии образования и педагогической психологии / А. А. Леонтьев; под редакцией Д. А. Леонтьева. — М.: Смысл, 2016. — 527 с.

Приказ Министерства образования и науки РФ от 17 мая 2012 г. № 413 «Об утверждении федерального государственного образовательного стандарта среднего общего образования» (с изменениями и дополнениями). Редакция с изменениями № 732 от 12.08.2022. URL: https://minobr.tverreg.ru/files/ФГОС%20СОО%20с%20изменениями%20от%2023.09.2022.pdf (дата обращения: 23.07.2024).

Приказ Министерства просвещения РФ от 31 мая 2021 г. № 287 «Об утверждении федерального государственного образовательного стандарта основного общего образования». URL: https://www.garant.ru/products/ipo/prime/doc/401333920/?ysclid=lxzz1f8om949120662 (дата обращения: 23.07.2024).

Рослова Л.О., Краснянская К.А., Квитко Е.С. Концептуальные основы формирования и оценки математической грамотности. Отечественная и зарубежная педагогика, 2019, No. 1(4), 58–79.

Рутковская Е.Л., Козлова А.А., Колачев Н.И. Критериально-уровневый подход к разработке учебно-диагностических материалов для формирования финансовой грамотности. Отечественная и зарубежная педагогика, 2023, No. 2(S1), 65–87.

Тюменева Ю.А., Вальдман А.И., Карной М. Что дают предметные знания для умения применять их в новом контексте. Первые результаты сравнительного анализа TIMSS-2011 и PISA-2012. Вопросы образования, 2014, No. 1, 8–24.

Универсальные компетентности и новая грамотность: от лозунгов к реальности / под ред. М.С. Добряковой, И. Д. Фрумина ; при участии К. А. Баранникова, Н. Зиила, Дж. Мосс, И. М. Реморенко, Я. Хаутамяки; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». — М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2020. — 472 с.

Холодная М.А. Психология интеллекта. Парадоксы исследования / М. А. Холодная. 3 издание, переработанное и дополненное. — М.: Общество с ограниченной ответственностью «Издательство ЮРАЙТ», 2019. — 334 с.

Bader M., Jobst L.J., Moshagen M. Sample size requirements for bifactor models. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 2022, No. 29(5), 772–783. DOI:10.1080/10705511.2021.2019587

Bojanowski P. et al. Enriching word vectors with subword information. Transactions of the association for computational linguistics, 2017, No. 5, 135–146. DOI:10.48550/arXiv.1607.04606

Breit M., Brunner M., Molenaar D., Preckel F. Differentiation hypotheses of intelligence: A systematic review of the empirical evidence and an agenda for future research. Psychological Bulletin, 2022, No. 148(7-8), 518–554. DOI:10.1037/bul0000379

Cattell R.B. Theory of fluid and crystallized intelligence: A critical experiment. Journal of Educational Psychology, 1963, No. 54(1), 1–22. DOI:10.1037/h0046743

Chigisheva O. Functional literacy: Terminological ambiguity in the worldwide educational context. Astra Salvensis-revista de istorie si cultura, 2018, No. 6 (Special), 963–970.

Cockcroft K., Israel N. The Raven's Advanced Progressive Matrices: a comparison of relationships with verbal ability tests. South African Journal of Psychology, 2011, No. 41(3), 363–372. DOI:10.1177/008124631104100310

Deary I. J., Strand S., Smith P., & Fernandes C. Intelligence and educational achievement. Intelligence, 2007, No. 35(1), 13–21. DOI:10.1016/j.intell.2006.02.001

Demšar J. et al. Orange: data mining toolbox in Python. Journal of Machine Learning Research, 2013, No. 14(1), 2349–2353.

Dueber D.M. Bifactor indices calculator: A Microsoft excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models. 2017. Available at http://sites.education.uky.edu/apslab/resources/ (Accessed 23.07.2024).

Finnie R., Meng R. The Importance of Functional Literacy: Reading and Math Skills. 2006. Available at: https://www.researchgate.net/profile/Ross-Finnie/publication/23546157_The_Importance_of_Functional_Literacy_Reading_and_Math_Skills_and_Labour_Market_Outcomes_of_High_School_Drop-outs/links/5e16128c92851c8364bbb875/The-Importance-of-Functional-Literacy-Reading-and-Math-Skills-and-Labour-Market-Outcomes-of-High-School-Drop-outs.pdf (Accessed 23.07.2024).

Gignac G.E. Raven's is not a pure measure of general intelligence: Implications for g factor theory and the brief measurement of g. Intelligence, 2015, No. 52, 71–79. DOI:10.1016/j.intell.2015.07.006

Gottfredson L.S. Mainstream science on intelligence: An editorial with 52 signatories, history, and bibliography. Intelligence, 1997, No. 24(1), 13–23. DOI:10.1016/S0160-2896(97)90011-8

Kagitcibasi C., Goksen F., Gulgoz S. Functional adult literacy and empowerment of women: Impact of a functional literacy program in Turkey. Journal of Adolescent & Adult Literacy, 2005, No. 48(6), 472–489. DOI:10.1598/JAAL.48.6.3

Kolachev N., Kovaleva G. General intelligence in middle school students from different Russian regions: Results of PISA-like tests. Intelligence, 2023, No. 98, Art. 101756. DOI: 10.1016/j.intell.2023.101756

Neisser U. et al. Intelligence: knowns and unknowns. American Psychologist, 1996, No. 51(2), 77–101. DOI:10.1037/0003-066X.51.2.77

Obrazovatel'naya sistema «SHkola 2100». Pedagogika zdravogo smysla. Sbornik materialov / Pod nauchnoj redakciej A.A. Leont'eva. — M.: «Balass», 2003. — 368 p.

OECD. PISA 2018 results (Volume IV): Are students smart about money? 2020. Available at https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/48ebd1ba-en.pdf?expires=1719738546&id=id&accname=guest&checksum=9641E2FA24C3C28510452D15F46BE235 (Accessed 23.07.2024).

Persson U.B. The Importance of Functional Literacy Skills in a Changing World. 1994. Available at https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED381772.pdf (Accessed 23.07.2024).

Pokropek A. et al. General or specific abilities? Evidence from 33 countries participating in the PISA assessments. Intelligence, 2022, No. 92, Art. 101653. DOI:10.1016/j.intell.2022.101653

Pokropek A., Marks G.N., Borgonovi F. How much do students' scores in PISA reflect general intelligence and how much do they reflect specific abilities? Journal of Educational Psychology, 2022, No. 114(5), 1121–1135. DOI:10.1037/edu0000687

R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Found. Stat. Comput. — Vienna, Austria. R Foundation for Statistical Computing, 2017.

Raven J.C. Standardization of progressive matrices, 1938. British Journal of Medical Psychology, 1941, No. 19, 137–150. DOI:10.1111/j.2044-8341.1941.tb00316.x

Reise S.P., Bonifay W.E., Haviland M.G. Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. Journal of Personality Assessment, 2013, No. 95(2), 129–140. DOI:10.1080/00223891.2012.725437

Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). Journal of Statistical Software, 2012, No. 48(2), 1–36. DOI: 10.18637/jss.v048.i02

Schneider W.J., McGrew K.S. The Cattell-Horn-Carroll model of intelligence / Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues (pp. 99–144). — The Guilford Press, 2012.

Schober P., Boer C., Schwarte L.A. Correlation coefficients: appropriate use and interpretation. Anesthesia & Analgesia, 2018, No. 126(5), 1763–1768. DOI:10.1213/ANE.0000000000002864

Sjøberg S., Jenkins E. PISA: a political project and a research agenda. Studies in Science Education, 2022, No. 58(1), 1–14. DOI:10.1080/03057267.2020.1824473

Spearman C. The abilities of man. Macmillan. 1927. Available at https://gwern.net/doc/iq/1927-spearman-theabilitiesofman.pdf (Accessed 23.07.2024).

Sternberg R.J., Castejón J.L., Prieto M.D., Hautamäki J., & Grigorenko E.L. Confirmatory factor analysis of the Sternberg Triarchic Abilities Test in three international samples: An empirical test of the triarchic theory of intelligence. European Journal of Psychological Assessment, 2001, No. 17(1), 1–16.

Sternberg R.J., Ferrari M., Clinkenbeard P., Grigorenko E.L. Identification, instruction, and assessment of gifted children: A construct validation of a triarchic model. Gifted Child Quarterly, 1996, No. 40(3), 129–137. DOI:10.1177/0016986296040003

Street B.V. Literacy in theory and practice (Vol. 9). — Cambridge University Press, 1984.

UNESCO. World Illiteracy at Mid-Century. — Paris, 1957.

Verhoeven L. Functional literacy: Theoretical issues and educational implications. — John Benjamins Publishing Company, 1994. — 493 p.

Поступила в редакцию: 9 августа 2024 г. Дата публикации: 30 декабря 2024 г.

Сведения об авторах

Колачев Никита Игоревич. Кандидат психологических наук, доцент департамента психологии, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», ул. Мясницкая, д. 20, 101000, Москва, Россия.
E-mail: nkolachev@hse.ru

Новиков Игорь Андреевич. Преподаватель Московского государственного института культуры, ул. Библиотечная, д. 7, 141406, Московская область, Химки, Россия.
E-mail: novikowia@gmail.com

Ссылка для цитирования

Колачев Н.И., Новиков И.А. Функциональная грамотность как мера интеллекта: новые эмпирические свидетельства. Психологические исследования. 2024. Т. 17, № 97. С. 6. URL: https://psystudy.ru

Адрес статьи:

https://doi.org/10.54359/ps.v17i97.1659

Functional Literacy as a Measure of Intelligence: New Empirical Evidence

Kolachev N.I.[1], **Novikov I.A.**[2]

[1] HSE University, Moscow, Russia

[2] Moscow State Institute of Culture, Khimki, Russia

The study aims to explore the potential for interpreting the results of functional literacy tests in terms of intelligence assessment. The research involved 150 first-year university students from Moscow, aged 17 to 21 years (M = 18.71; SD = 2.14), of whom 72% were female. Functional literacy was assessed using items from the open bank developed within the framework of the «Monitoring Student Functional Literacy» project, and non-verbal intelligence was measured using Raven's Progressive Matrices. The findings suggest that the operational definitions of functional literacy and intelligence exhibit a high degree of semantic similarity. It was also demonstrated that the functional literacy data fit better to the bifactor psychometric model, and the general factor (g-factor) derived from it shows a moderately strong correlation with non-verbal intelligence as measured by Raven's Progressive Matrices. Overall, the results indicate that functional literacy measures can be interpreted in terms of general intelligence factor.

Keywords: functional literacy, intelligence, g-factor, general cognitive ability, literacy

References

Bader M., Jobst L.J., Moshagen M. Sample size requirements for bifactor models. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 2022, No. 29(5), 772–783. DOI:10.1080/10705511.2021.2019587

Basyuk V.S., Kovaleva G.S. Innovatsionnyi proekt Ministerstva prosveshcheniya «Monitoring formirovaniya funktsional'noi gramotnosti»: osnovnye napravleniya i pervye rezul'taty. Otechestvennaya i zarubezhnaya pedagogika, 2019, No. 1(4), 13–33. (In Rus.)

Bojanowski P. et al. Enriching word vectors with subword information. Transactions of the association for computational linguistics, 2017, No. 5, 135–146. DOI:10.48550/arXiv.1607.04606

Breit M., Brunner M., Molenaar D., Preckel F. Differentiation hypotheses of intelligence: A systematic review of the empirical evidence and an agenda for future research. Psychological Bulletin, 2022, No. 148(7-8), 518–554. DOI:10.1037/bul0000379

Cattell R.B. Theory of fluid and crystallized intelligence: A critical experiment. Journal of Educational Psychology, 1963, No. 54(1), 1–22. DOI:10.1037/h0046743

Chigisheva O. Functional literacy: Terminological ambiguity in the worldwide educational context. Astra Salvensis-revista de istorie si cultura, 2018, No. 6 (Special), 963–970.

Cockcroft K., Israel N. The Raven's Advanced Progressive Matrices: a comparison of relationships with verbal ability tests. South African Journal of Psychology, 2011, No. 41(3), 363–372. DOI:10.1177/008124631104100310

Deary I. J., Strand S., Smith P., & Fernandes C. (2007). Intelligence and educational achievement. Intelligence. 2007, No. 35(1), 13–21. DOI:10.1016/j.intell.2006.02.001

Demšar J. et al. Orange: data mining toolbox in Python. Journal of Machine Learning Research, 2013, No. 14(1), 2349–2353.

Druzhinin V.N. Psikhologiya i psikhodiagnostika obshchikh sposobnostei. — Moscow: Nauka, 1994. (In Rus.)

Dueber D.M. Bifactor indices calculator: A Microsoft excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models. 2017. Available at http://sites.education.uky.edu/apslab/resources/ (Accessed 23.07.2024).

Finnie R., Meng R. The Importance of Functional Literacy: Reading and Math Skills. 2006. Available at: https://www.researchgate.net/profile/Ross-Finnie/publication/23546157_The_Importance_of_Functional_Literacy_Reading_and_Math_Skills_and_Labour_Market_Outcomes_of_High_School_Drop-outs/links/5e16128c92851c8364bbb875/The-Importance-of-Functional-Literacy-Reading-and-Math-Skills-and-Labour-Market-Outcomes-of-High-School-Drop-outs.pdf (Accessed 23.07.2024).

Holodnaya M.A. Psihologiya intellekta. Paradoksy issledovaniya. — Moscow: Obshchestvo s ogranichennoj otvetstvennost'yu «Izdatel'stvo YURAJT», 2019. — 334 p. (In Rus.)

Gignac G.E. Raven's is not a pure measure of general intelligence: Implications for g factor theory and the brief measurement of g. Intelligence. 2015, No. 52, 71–79. DOI:10.1016/j.intell.2015.07.006

Gottfredson L.S. Mainstream science on intelligence: An editorial with 52 signatories, history, and bibliography. Intelligence, 1997, No. 24(1), 13–23. DOI:10.1016/S0160-2896(97)90011-8

Kagitcibasi C., Goksen F., Gulgoz S. Functional adult literacy and empowerment of women: Impact of a functional literacy program in Turkey. Journal of Adolescent & Adult Literacy, 2005, No. 48(6), 472–489. DOI:10.1598/JAAL.48.6.3

Kolachev N., Kovaleva G. General intelligence in middle school students from different Russian regions: Results of PISA-like tests. Intelligence, 2023, No. 98, Art. 101756. DOI: 10.1016/j.intell.2023.101756

Leont'ev A.N. Stanovlenie psikhologii deyatel'nosti. — Moscow: Smysl, 2003. — 439 p. (In Rus.)

Neisser U. et al. Intelligence: knowns and unknowns. American Psychologist, 1996, No. 51(2), 77–101. DOI:10.1037/0003-066X.51.2.77

OECD. PISA 2018 results (Volume IV): Are students smart about money? 2020. Available at https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/48ebd1ba-en.pdf?expires=1719738546&id=id&accname=guest&checksum=9641E2FA24C3C28510452D15F46BE235 (Accessed 23.07.2024).

Pedagogika zdravo smysla: izbrannye raboty po filosofii obrazovaniya i pedagogicheskoi psikhologii / A.A. Leont'ev; ed. by D.A. Leont'ev. — Moscow: Smysl, 2016. — 527 p. (In Rus.)

Persson U.B. The Importance of Functional Literacy Skills in a Changing World. 1994. Available at https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED381772.pdf (Accessed 23.07.2024).

Pokropek A. et al. General or specific abilities? Evidence from 33 countries participating in the PISA assessments. Intelligence, 2022, No. 92, Art. 101653. DOI:10.1016/j.intell.2022.101653

Pokropek A., Marks G.N., Borgonovi F. How much do students' scores in PISA reflect general intelligence and how much do they reflect specific abilities? Journal of Educational Psychology, 2022, No. 114(5), 1121–1135. DOI:10.1037/edu0000687

Prikaz Ministerstva obrazovaniya i nauki RF ot 17 maya 2012 g. № 413 "Ob utverzhdenii federal'nogo gosudarstvennogo obrazovatel'nogo standarta srednego obshchego obrazovaniya" (s izmeneniyami i dopolneniyami) [Order of the Ministry of Education and Science of the Russian Federation of May 17, 2012, No. 413 "On the Approval of the Federal State Educational Standard of Secondary General Education" (with amendments and additions)]. Updated edition No. 732 from 12.08.2022.

Available at: https://minobr.tverreg.ru/files/FGOS%20SOO%20s%20izmeneniyami%20ot%2023.09.2022.pdf (Accessed: 23.07.2024). (In Rus.)

Prikaz Ministerstva prosveshcheniya RF ot 31 maya 2021 g. № 287 "Ob utverzhdenii federal'nogo gosudarstvennogo obrazovatel'nogo standarta osnovnogo obshchego obrazovaniya" [Order of the Ministry of Education of the Russian Federation of May 31, 2021, No. 287 "On the Approval of the Federal State Educational Standard of Basic General Education"]. Available at: https://www.garant.ru/products/ipo/prime/doc/401333920/?ysclid=lxzz1f8om949120662 (Accessed: 23.07.2024). (In Rus.)

R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Found. Stat. Comput. — Vienna, Austria. R Foundation for Statistical Computing, 2017.

Raven J.C. Standardization of progressive matrices, 1938. British Journal of Medical Psychology, 1941, No. 19, 137–150. DOI:10.1111/j.2044-8341.1941.tb00316.x

Reise S.P., Bonifay W.E., Haviland M.G. Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. Journal of Personality Assessment, 2013, No. 95(2), 129–140. DOI:10.1080/00223891.2012.725437

Roslova L.O., Krasnyanskaya K.A., Kvitko E.S. Kontseptual'nye osnovy formirovaniya i otsenki matematicheskoi gramotnosti. Otechestvennaya i zarubezhnaya pedagogika, 2019, No. 1(4), 58–79. (In Rus.)

Rosseel Y. Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. Version 0.5–12 (BETA). Journal of Statistical Software, 2012, No. 48(2), 1–36. DOI: 10.18637/jss.v048.i02

Rutkovskaya E.L., Kozlova A.A., Kolachev N.I. Kriterial'no-urovnevyi podkhod k razrabotke uchebno-diagnosticheskikh materialov dlya formirovaniya finansovoi gramotnosti. Otechestvennaya i zarubezhnaya pedagogika, 2023, No. 2(S1), 65–87. (In Rus.)

Schneider W.J., McGrew K.S. The Cattell-Horn-Carroll model of intelligence / Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues (pp. 99–144). — The Guilford Press, 2012.

Schober P., Boer C., Schwarte L.A. Correlation coefficients: appropriate use and interpretation. Anesthesia & Analgesia, 2018, No. 126(5), 1763–1768. DOI:10.1213/ANE.0000000000002864

Sjøberg S., Jenkins E. PISA: a political project and a research agenda. Studies in Science Education, 2022, No. 58(1), 1–14. DOI:10.1080/03057267.2020.1824473

Spearman C. The abilities of man. Macmillan. 1927. Available at https://gwern.net/doc/iq/1927-spearman-theabilitiesofman.pdf (Accessed 23.07.2024).

Sternberg R.J., Ferrari M., Clinkenbeard P., Grigorenko E.L. Identification, instruction, and assessment of gifted children: A construct validation of a triarchic model. Gifted Child Quarterly, 1996, No. 40(3), 129–137. DOI:10.1177/0016986296040003

Street B.V. Literacy in theory and practice (Vol. 9). — Cambridge University Press, 1984.

UNESCO. World Illiteracy at Mid-Century. — Paris, 1957.

Tyumeneva YU.A., Val'dman A.I., Karnoj M. CHto dayut predmetnye znaniya dlya umeniya prime-nyat' ih v novom kontekste. Pervye rezul'taty sravnitel'nogo analiza TIMSS-2011 i PISA-2012. Voprosy obrazovaniya, 2014, No. (1), 8–24. (In Rus.)

Universal'nye kompetentnosti i novaya gramotnost': ot lozungov k real'nosti / ed. by M.S. Dobryakova, I.D. Frumin; with the participation of K.A. Barannikov, N. Ziil, J. Moss, I.M. Remorenko, Y. Hautamyaki; National Research University Higher School of Economics. — Moscow: Publishing House of the Higher School of Economics, 2020. — 472 p. (In Rus.)

Verhoeven L. Functional literacy: Theoretical issues and educational implications. — John Benjamins Publishing Company, 1994. — 493 p.

Information about authors

Kolachev Nikita Igorevich. PhD in Psychology, Associate Professor, Department of Psychology, HSE University, ul. Mysnitskaya, d. 20, 101000, Moscow, Russia.
E-mail: nkolachev@hse.ru

Novikov Igor Andreevich. Lecturer at the Moscow State Institute of Culture, Bibliotechnaya ulitsa, 7, 141406, Moscow Region, Khimki, Russia
E-mail: novikowia@gmail.com

For citation:

Kolachev N. I., Novikov I. A. Functional Literacy as a Measure of Intelligence: New Empirical Evidence. Psikhologicheskie Issledovaniya, 2024, Vol. 17, No. 97, p. 6. https://psystudy.ru